

# Skjerming av kronikere: Sykefravær og yrkesdeltakelse blant deltakere i skjermingsordningen for kronisk syke

## Shielding the Chronically Ill: Sick Leave and Labor Force Participation for Participants in a Shielding Scheme for the Chronically Ill

Andreas Skulstad

*doktorgradsstipendiat i samfunnsøkonomi ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet og konsulent i Vista Analyse*

[andreas.skulstad@nmbu.no](mailto:andreas.skulstad@nmbu.no)

Simen Markussen

*ph.d. i samfunnsøkonomi, direktør og seniorforsker ved Frischsenteret*

[simen.markusse@frisch.uio.no](mailto:simen.markusse@frisch.uio.no)

Haakon Riekeles

*mastergrad i samfunnsøkonomi, seniorøkonom i Vista Analyse*

[haakon.riekeles@vista-analyse.no](mailto:haakon.riekeles@vista-analyse.no)

### Sammendrag

Vi undersøker skjermingsordningen for kronisk syke, som er en ordning hvor arbeidsgivere fritas fra å betale sykepenges for kronisk syke i arbeidsgiverperioden. Vi gjennomfører en observasjonell studie og undersøker sammenhengen mellom å delta i ordningen og sannsynligheten for å være i arbeid senere. Vi har koblet sykefraværdata med A-meldingen og utbetalinger av helse relaterte trygdeordninger. Studien omfatter alle i Norge som enten har hatt et legemeldt sykefravær på minst 25 arbeidsdager eller deltatt i skjermingsordningen mellom 2013 og 2020. Vi finner at det ikke er forskjeller i arbeidstilknytning mellom deltakerne i ordningen og andre personer med høyt sykefravær i årene før deltakelse. I etterkant av deltakelse er deltakerne noe mer i arbeid enn dem i sammenligningsgruppen de første tre årene. På lengre sikt er deltakerne i noe mindre grad i arbeid.

### Nøkkelord

sykelønn, arbeidsmarked, kronisk syke, tilrettelegging

### Abstract

We examine a Norwegian labor market program in which the government offers sick-pay coverage on behalf of employers of chronically ill employees. We look at the relationship between participating in the program and the likelihood of being employed afterwards. We have linked data on sick leave with administrative records on employment and disbursements of welfare benefits. The study includes everyone in Norway who either had at least 25 working days of absence or has participated in the program between 2013 and 2020. We compare participants in the scheme with other individuals with much absence, and find that there are no differences in employment

between the two groups in the years before participation. After participation, the participants are somewhat more likely to be employed than the comparison group the first couple of years. In the longer term, the participants are somewhat less likely to be employed.

#### Keywords

sick leave, labor market, chronic illness, inclusion

## Introduksjon

Personer med langvarige helseutfordringer og kroniske lidelser har ofte en svak tilknytning til arbeidslivet, noe som er tilfellet både i Norge (NOU 2021:2) og i andre land (OECD 2022). Ordninger som tilrettelegger for at langvarig syke kan stå i arbeid, kan være et viktig virkemiddel for å øke denne gruppens sysselsetting. I denne artikkelen undersøker vi en slik ordning, nemlig skjermingsordningen for kronisk syke. Ordningen innebærer at arbeidsgivere kan få dekket utgiftene til sykepenger for arbeidstakere med risiko for mye sykefravær. Økonomisk teori skulle tilsi at ordningen for det første fører til at det blir lettere for kronisk syke å bli stående i jobb, og for det andre fører til at de får økt sykefravær. Økt sykefravær innebærer økt risiko for å falle ut av arbeidslivet, og det er altså usikkert om nettovirkningen av ordningen er positiv eller negativ.

Den nåværende sykepengeordningen sikrer arbeidstakere full inntekt, opptil 6 ganger grunnbeløpet i folketrygden, ved sykefravær som varer i opptil ett år. De første 16 dagene av et sykefravær dekkes av arbeidsgiver selv; dette blir omtalt som arbeidsgiverperioden. De fleste sykefravær er ofte av kort varighet, og arbeidsgiverperioden utgjør så mye som mellom 35 og 40 prosent av det totale sykefraværet som er dekket av sykepengeordningen (NOU 2019:7). Arbeidsgivers direkte kostnader ved sykefravær kan derfor være betydelige. Disse kostnadene kan føre til at arbeidsgivere vegrer seg for å ansette personer de frykter har risiko for mye sykefravær, og at arbeidstakere med høyt sykefravær kan bli støtt ut av arbeidsmarkedet. Denne utfordringen ved arbeidsgiverperioden er i dag forsøkt håndtert gjennom blant annet skjermingsordningen for arbeidstakere med risiko for særlig høyt sykefravær. Bruken av skjermingsordningen har tidligere blitt undersøkt av Helde og Nossen (2014), som så på utviklingen i bruken av ordningen og karakteristika til deltakerne, og Riekeles, Skulstad, Mariussen, Rasmussen, Markussen og Golombek (2022), som blant annet søkte å evaluere ordningen. Denne artikkelen inneholder en oppdatert analyse av Riekeles mfl. (2022) hvor vi blant annet ser grundigere på om de som kommer med i ordningen, og andre med mye sykefravær har lik utvikling i forkant av at deltakerne kommer med i ordningen.

Det er potensielt flere virkninger av ordningen. Formålet med ordningen er at målgruppen får en sterkere tilknytning til arbeidslivet. Skjermingsordningen gjør at å ansette eller beholde ansatte med høyt sykefravær blir mindre kostbart. Samtidig fører den til at forebygging av sykdom og tilrettelegging for syke blir mindre lønnsomt. Det er derfor all grunn til å forvente at ordningen også bidrar til økt sykefravær. I noen grad kan dette sies å være en tilsiktet effekt av ordningen.

At økonomiske insentiver for arbeidstakere og arbeidsgivere har betydning for sykefraværet, er godt dokumentert (se for eksempel Grasdahl 2016). Et viktig spørsmål er i hvor stor grad arbeidsgivere har evne til å forebygge sykefravær. Her er litteraturen litt tvetydig. Mye av fraværet skyldes psykiske lidelser og muskel- og skjelettlidelser, og det er grunn til å tro at arbeidsgivere kan påvirke omfanget av dette (Knardahl, Sterud, Nielsen & Nordby 2016). Dette kan bety at insentiver rettet mot arbeidsgivere kan ha en viss betydning i å redusere fraværet. Dette er blant annet studert av Fevang, Markussen og Røed (2015), som fant at å fjerne arbeidsgiverperioden for gravide endret fraværsmønstrene, i tråd med de økonomiske insentivene. De fant også at unge kvinner fikk økt

arbeidstilknytning, noe som antyder at det er en avveining mellom å gi insentiver til å redusere sykefraværet og å gi insentiver til å ansette arbeidstakere med risiko for høyt sykefravær.

Høyere sykefravær medfører også økt risiko for å falle ut av arbeidsmarkedet. For mange skyldes dette helt enkelt at man har fått en langvarig svekket helsetilstand som er uforenlig med arbeid. Samtidig kan høyt og langvarig sykefravær i seg selv svekke tilknytningen til arbeidslivet (Markussen 2012). Arbeidstakere med sykefravær som skyldes psykiske lidelser, er særlig utsatte (Brage & Nossen 2017).

Hvorvidt skjermingsordningen samlet sett bidrar til økt tilknytning til arbeidslivet, er dermed et åpent spørsmål. Den direkte effekten av ordningen, nemlig at den isolert sett skal føre til økt sannsynlighet for å være i arbeid, trekker i positiv retning. Samtidig kan mulig økt sykefravær føre til en lavere sannsynlighet for å være i arbeid. Hva nettovirkningen er, er derfor uvisst.

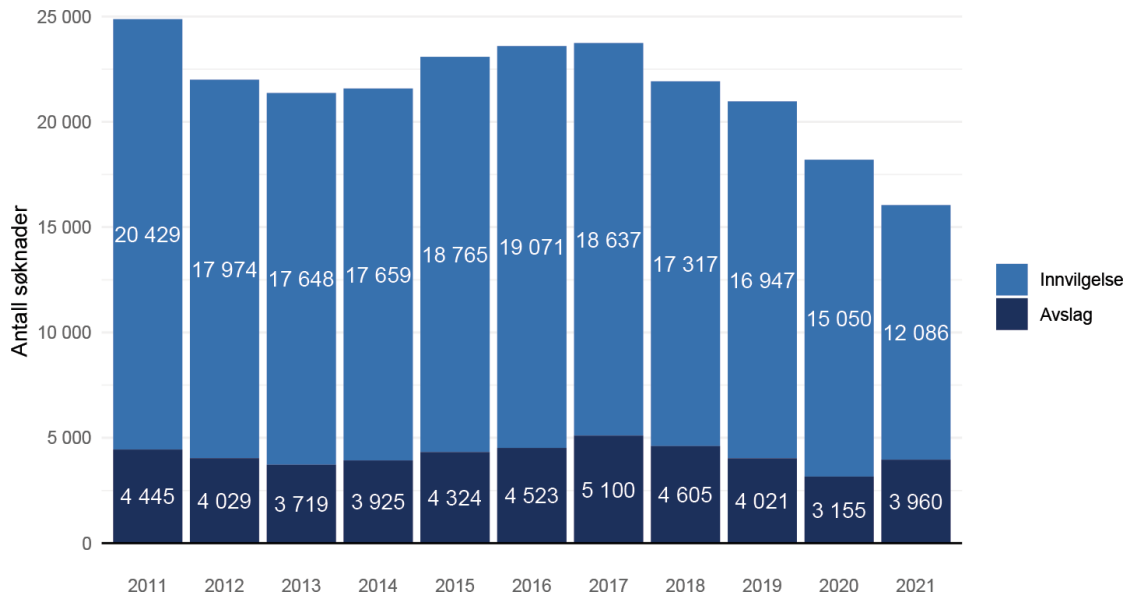
Begrunnelsen for skjermingsordningen er å styrke langvarige og kronisk sykes tilknytning til arbeidslivet langs den ekstensive marginen. I denne artikkelen forsøker vi å belyse hvorvidt dette er tilfellet, ved hjelp av registerdata. Vi har ikke tilgang til eksperimentelignende variasjon i deltakelse og må derfor nøye oss med å gjennomføre en såkalt observasjonell studie, som innebærer at resultatene ikke uten videre kan tolkes som kausale virkninger av ordningen. De som blir med i ordningen, kan være annerledes enn dem som ikke blir med, og vi fanger mest sannsynlig opp seleksjonseffekter. Usikkerheten reduseres noe av at vi finner at de som kommer med i ordningen, virker å være ganske like dem som ikke gjør det langs observerbare kjennetegn som for eksempel sykefravær og alder, og at utviklingen i sannsynligheten for å være i arbeid er lik i årene før man kommer med i ordningen. En rimelig tolkning av resultatene av studien er at dersom deltakerne i skjermingsordningen er positivt selekterte, har ordningen en negativ effekt på lang sikt. Dersom de er negativt selekterte, har ordningen en liten positiv effekt på kort sikt.

Artikkelen er strukturert som følger: I neste kapittel gir vi en gjennomgang av hvilke data vi har brukt, og en oversikt over hvordan ordningen virker, og hvem deltakerne er. Deretter gjennomfører vi en empirisk analyse hvor vi undersøker om deltakerne i ordningen har en høyere tilknytning til arbeidslivet enn andre arbeidstakere med høyt sykefravær. Deretter gjennomfører vi robusthetssjekker hvor vi tester andre regresjonsmodeller, og bruker andre kriterier for å definere behandlingsgruppen og sammenligningsgruppen. Deretter undersøker vi om det er plausibelt at behandlingsgruppen og sammenligningsgruppen var like før behandlingsgruppen kom med i skjermingsordningen. Til slutt diskuterer vi resultatene og mulige konsekvenser for politikktutforming.

## Data og overordnet om skjermingsordningen

Skjermingsordningen for personer med risiko for høyt sykefravær fritar arbeidsgivere fra å betale sykepenges i det som kalles for arbeidsgiverperioden, altså de første 16 dagene av et sykefravær. Arbeidsgivere til arbeidstakere som er medlem av ordningen, får disse utgiftene refundert av Nav. Vilåårene for å kvalifisere til ordningen er fastsatt i folketrygdloven (1997, § 8–20) og i rundskrivet til folketrygdloven (Nav 1997, § 8–20). For å kvalifisere til ordningen må arbeidstakeren blant annet ha en «langvarig eller kronisk sykdom som medfører risiko for særlig stort sykefravær» (folketrygdloven, 1997, § 8–20, første ledd). Hva som regnes som en kronisk eller langvarig sykdom, er en skjønnsmessig vurdering som gjøres når søknadene blir behandlet. Særlig høyt fravær har blitt definert som minst 35 dager fravær i løpet av ett forløp eller minst 25 dager fravær fordelt på minst 5 forløp i året over et tidsrom på ett til to år. Både egenmeldt og legemeldt fravær teller med. Man kan delta i ordningen i

tre år om gangen, og må søke på nytt etter at vedtaket har gått ut. Det er både arbeidsgiver og arbeidstaker som kan søke, og vedtaket følger arbeidstakeren hvis arbeidstakeren bytter jobb. Figur 1 viser en oversikt over antall søknader og hvor mange som innvilges og avslås hvert år. Som vi ser, er antall avslag relativt stabilt fra år til år, mens antall søknader totalt sett ser ut til å svinge.



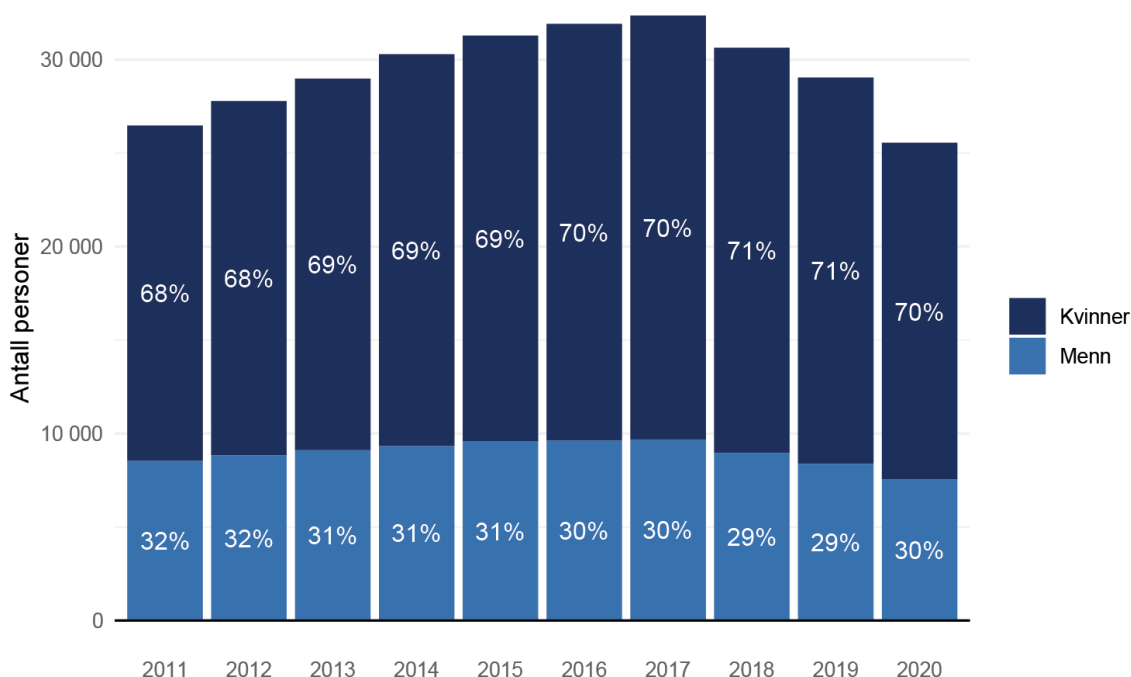
**Figur 1.** Antall søknader til skjermingsordningen hvert år.

*Merknad:* Figuren er basert på registerdata fra Nav over antall søknader til skjermingsordningen per år og registrert utfall på søknaden (innvilgelse eller avslag).

Vi har koblet data fra sykefraværsregisteret med data fra A-meldingen (som blant annet inneholder informasjon om arbeidsforhold og lønn) og utbetalinger av trygdeordninger. Vi ser på alle individer i Norge som enten har hatt et legemeldt sykefravær på minst 25 arbeidsdager eller har mottatt refusjon i forbindelse med skjermingsordningen mellom 2013 og 2020. Hvert år observerer vi individenes legemeldte sykefravær med tilhørende diagnose, arbeidsmarkedsstatus, om de jobber heltid eller deltid, hvilken sektor de jobber i, og om de mottar uførepensjon, alderspensjon eller arbeidsavklaringspenger. I tillegg vet vi personenes kjønn, innvandrerstatus og fødselsår. Måten vi kan observere om en arbeidstaker er med i ordningen, på er gjennom refusjonsutbetalinger. Vi klarer altså bare å identifisere deltakere i ordningen dersom de har sykefravær og arbeidsgiveren blir refundert sykepengekostnader i arbeidsgiverperioden.

Som vi ser av figur 2, har det vært en økning i bruken av skjermingsordningen mellom 2011 og 2017. Vi når en topp i 2017 på drøyt 32 000 personer, og deretter faller antall deltakere til drøyt 25 000 personer i 2020. Omkring 30 prosent av deltakerne er menn, mens omkring 70 prosent er kvinner. I studien utført av Helde og Nossen (2014) ble det vist at bruken av ordningen var omtrent lik blant kvinner og menn i 2000, men at bruken økte betydelig blant kvinner og mer beskjedent blant menn. Dette førte til at i slutten av

perioden de undersøkte, var det over dobbelt så mange kvinner som benyttet seg av ordningen. Denne kjønnsfordelingen har, som vi kan se, vedvart i årene som fulgte.

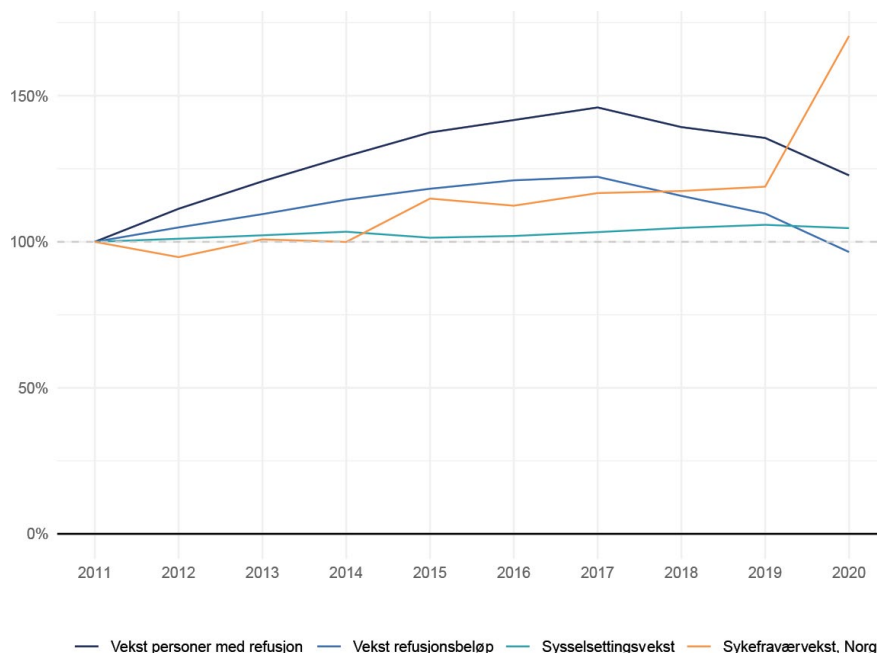


**Figur 2.** Personer med refusjoner i forbindelse med skjermingsordningen, fordelt på kjønn.

*Merknad:* Figuren er basert på registerdata fra Nav over personer det blir utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen. Den horisontale akse viser antall personer, og prosenttallene i søylene viser den prosentvise fordelingen mellom kjønnene det aktuelle året.

Figur 3 viser utviklingen i antall personer i ordningen og det totale refusjonsbeløpet. I tillegg viser den veksten i antall sysselsatte i Norge (hentet fra Statistisk sentralbyrå 2024a) og sykefraværsvæksten blant alle arbeidstakere i Norge (hentet fra Statistisk sentralbyrå 2023). Figuren er normalisert til å vise prosentvis endring relativt til 2011. Det er forventet at antall arbeidstakere som deltar i ordningen, vil bli påvirket av sysselsettningsnivået, men vi ser at dette i begrenset grad forklarer utviklingen. I tillegg ser vi at sykefraværet i befolkningen som helhet gradvis øker frem til 2019 og har en betydelig økning fra 2019 til 2020 i forbindelse med koronapandemien. Nedgangen i bruken av ordningen etter 2017 går motsatt vei av sysselsettingen og sykefraværet. Nedgangen mellom 2019 og 2020 kan muligens skyldes at personer som ellers ville vært i ordningen, er permitterte som følge av pandemien.

Tabell 1 viser næringsfordelingen blant deltakerne i skjermingsordningen i 2019 sammenlignet med alle sysselsatte med over 15 dager sykefravær og alle sysselsatte i Norge (hentet fra Statistisk sentralbyrå 2024b). Som vi ser, jobber deltakerne i ordningen hovedsakelig i helse- og sosialsektoren eller innenfor varehandel eller undervisning (over 60 prosent av deltakerne jobber i disse sektorene). Vi ser at særlig helse- og sosialsektoren er overrepresentert.



**Figur 3.** Vekst i antall personer med refusjon, refusjonsbeløp og sysselsetting mellom 2011 og 2020.

*Merknad:* Figuren er normalisert til å vise prosentvis endring relativt til 2011. Kurvene «Vekst personer med refusjon» og «Vekst refusjonsbeløp» er basert på registerdata fra Nav over personer det blir utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen. Kurven «Sysselsettingsvekst» viser utviklingen i andel sysselsatte som prosent av befolkningen i Norge fjerde kvartal hvert år og er hentet fra Statistisk sentralbyrå (2024a). Kurven «Sykefraværvekst, Norge» viser sykefraværveksten blant alle arbeidstakere i Norge basert på første kvartal hvert år i Statistisk sentralbyrå (2023).

**Tabell 1.** Andel personer i hver sektor i 2019.

| Næringskode | Næring                              | Refusjonsmottakere | Sysselsatte med over 15 dager fravær | Alle sysselsatte |
|-------------|-------------------------------------|--------------------|--------------------------------------|------------------|
| Q           | Helse- og sosialtjenester           | 43 %               | 31 %                                 | 21 %             |
| G           | Varehandel                          | 11 %               | 12 %                                 | 13 %             |
| P           | Undervisning                        | 10 %               | 9 %                                  | 8 %              |
| C           | Industri                            | 7 %                | 7 %                                  | 8 %              |
| F           | Bygg- og anleggsvirksomhet          | 6 %                | 8 %                                  | 8 %              |
| H           | Transport og lagring                | 5 %                | 6 %                                  | 5 %              |
| O           | Offentlig administrasjon og forsvar | 5 %                | 5 %                                  | 6 %              |
| N           | Forretningsmessig tjenesteyting     | 4 %                | 5 %                                  | 5 %              |
| M           | Faglig og teknisk tjenesteyting     | 2 %                | 3 %                                  | 5 %              |
| I           | Overnatting og servering            | 2 %                | 3 %                                  | 4 %              |
| J           | Informasjon og kommunikasjon        | 1 %                | 2 %                                  | 4 %              |
| S           | Annen tjenesteyting                 | 1 %                | 2 %                                  | 2 %              |
| R           | Kulturell virksomhet                | 1 %                | 1 %                                  | 2 %              |
| K           | Finansiering og forsikring          | 1 %                | 1 %                                  | 2 %              |
| B           | Bergverksdrift og utvinning         | 1 %                | 2 %                                  | 2 %              |

*Merknad:* Figuren viser næringsfordelingen i 2019 til personer det blir utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen, alle sysselsatte med over 15 dager sykefravær og alle sysselsatte i Norge. Dataene er basert på registerdata fra Nav og data fra Statistisk sentralbyrå (2024b).

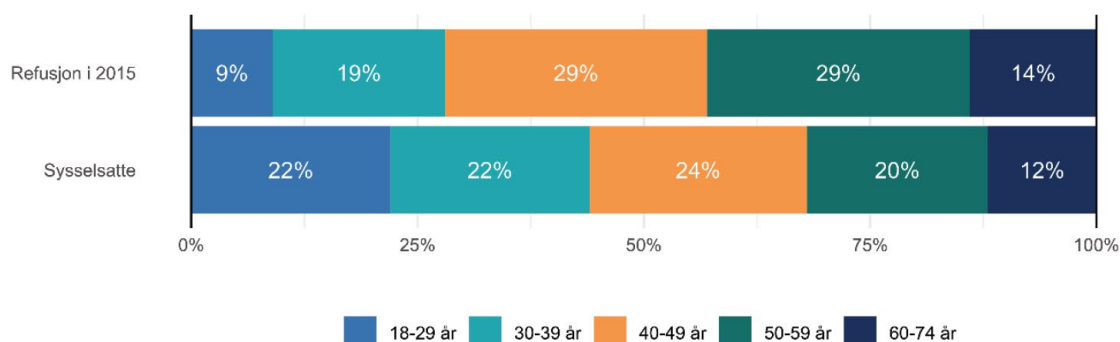
Tabell 2 viser legemeldte sykefravær fordelt på diagnose i 2019 blant deltakerne i skjermingsordningen, andre arbeidstakere med mer enn 15 dager sykefravær og alle sykemeldte i Norge (hentet fra Nav 2022). De fire mest vanlige diagnosene blant deltakerne er muskel- og skjelettlidelser, luftveislidelser, psykiske lidelser og sykdom i fordøyelsesorganer. Sykdom i fordøyelsesorganer og sykdom i nervesystemet ser ut til å være overrepresentert, men den tydeligste forskjellen mellom dem som mottar refusjon og andre er sykefravær relatert til psykiske lidelser. Som vi ser, er psykiske lidelser underrepresentert sammenlignet med andre med mer enn 15 dager sykefravær og alle sykemeldte. Vi vet ikke om det skyldes at arbeidstakere med psykiske lidelser i mindre grad søker om å delta i ordningen, eller om de i større grad gis avslag.

**Tabell 2.** Fordelingen av legemeldte sykefravær på diagnose i 2019.

| ICPC-2 | Diagnosegruppe                | Personer med refusjon | Sysselsatte med over 15 dager sykefravær | Alle sykemeldte |
|--------|-------------------------------|-----------------------|------------------------------------------|-----------------|
| L      | Muskel- og skjelettlidelser   | 28 %                  | 32 %                                     | 29 %            |
| R      | Luftveislidelser              | 17 %                  | 12 %                                     | 22 %            |
| P      | Psykiske lidelser             | 11 %                  | 18 %                                     | 15 %            |
| D      | Sykdom i fordøyelsesorganer   | 10 %                  | 7 %                                      | 7 %             |
| N      | Sykdom i nervesystemet        | 9 %                   | 6 %                                      | 5 %             |
| A      | Allmenne/uspesifikke lidelser | 6 %                   | 7 %                                      | 6 %             |
| W      | Svangerskapslidelser          | 3 %                   | 5 %                                      | 4 %             |
| K      | Hjerte- og karsykdommer       | 2 %                   | 3 %                                      | 3 %             |
| -      | Andre lidelser                | 12 %                  | 10 %                                     | 9 %             |

*Merknad:* Figuren viser fordeling i diagnosegruppe i 2019 av personer det blir utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen, alle sysselsatte med over 15 dager sykefravær og alle sysselsatte i Norge. Dataene er basert på registerdata fra Nav og data fra Nav (2022).

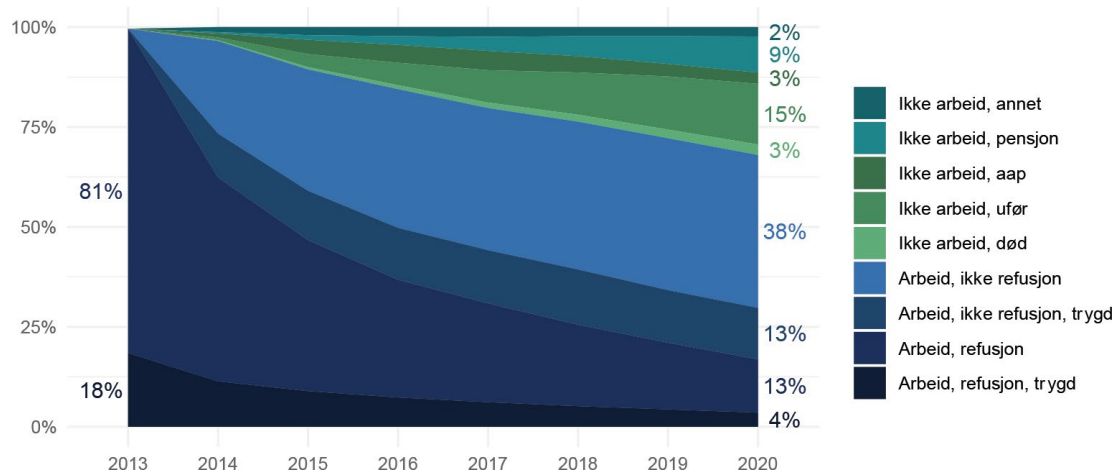
Figur 4 viser aldersfordelingen til dem som fikk refusjon i 2015, og sysselsatte i befolkningen ellers (hentet fra Statistisk sentralbyrå 2024a). Som vi ser, er deltakerne i skjermingsordningen eldre enn andre sysselsatte. Blant deltakerne i skjermingsordningen er 72 prosent eldre enn 40 år, mot bare 56 prosent blant alle sysselsatte. Vi ser at personer mellom 40 og 59 år er overrepresenterte, mens de aller eldste har en ganske lik andel som sysselsatte for øvrig.



**Figur 4.** Aldersfordeling til personer som fikk refusjon i 2015 og sysselsatte ellers i 2015.

*Merknad:* Figuren viser aldersfordelingen i 2015 blant personer det blir utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen, og alle sysselsatte i Norge. Søylen for deltakere i skjermingsordningen er basert på registerdata fra Nav, og søylen for sysselsatte er basert på data fra Statistisk sentralbyrå (2024a).

Figur 5 viser utviklingen i arbeidsmarkedsstatus blant alle 28 983 som mottok refusjoner i forbindelse med skjermingsordningen i 2013. I 2013 var per definisjon alle i arbeid og deltakere i ordningen. 18 prosent av disse var også på trygd, enten arbeidsavklaringspenger eller uføretrygd. I 2014, ett år senere, har andelen som fortsatt deltar i skjermingsordningen, falt til 62 prosent, mens andelen som fortsatt er i jobb, har holdt seg høy, og er på 97 prosent. Mot slutten av perioden vi ser på, i 2020, har andelen deltakere i ordningen falt til 17 prosent og andelen i jobb til 68 prosent. Det er altså en stor og forholdsvis rask utskiftning av deltakerne i ordningen. Den gjennomsnittlige lengden man deltar i ordningen, er omtrent 3 år. Deltakerne er også ofte i full jobb uten andre ytelser når de først kommer med i ordningen.



**Figur 5.** Utviklingen i arbeidsmarkedsstatus til personer som er med i skjermingsordningen i 2013.

*Merknad:* Figuren viser hvor mange av alle personene det ble utbetalt refusjoner til i forbindelse med skjermingsordningen i 2013 som fortsatt deltar i ordningen, som er i arbeid og mottar stønader et gitt år. Figuren er basert på registerdata fra Nav.

## Empirisk analyse

Målet med denne analysen er å undersøke i hvilken grad skjermingsordningen fører til at deltakerne blir stående i arbeid, altså den direkte effekten på arbeidstilknytningen til dem som bruker ordningen. Det kan også tenkes at ordningen har indirekte virkninger. Det at ordningen eksisterer, kan i seg selv føre til at det er enklere for personer med risiko for mye sykefravær å bli ansatt selv om de aldri er med i ordningen selv. Dette kan skje gjennom at arbeidsgivere opplever det å ansette personer med risiko for mye sykefravær som mindre risikabelt. På den annen side kan vi se for oss negative indirekte effekter i form av mindre forebygging av sykefravær generelt sett, som videre fører til lavere sannsynlighet for å stå i jobb for personer med risiko for mye sykefravær.

Det ideelle eksperimentet for å utlede den kausale virkningen hvor både direkte og indirekte effekter medregnes, ville innebåret å se på forskjellen mellom et scenario hvor skjermingsordningen er innført, og et scenario som er helt likt bortsett fra at skjermingsordningen ikke er innført. Dette lar seg ikke gjøre på noen god måte. Man kunne sammenlignet arbeidsmarkedsutfall for personer med mye sykefravær rett før og rett etter at ordningen ble innført, men da får man ikke tatt innover seg at virkningen kan materialisere

seg over flere år. I vår analyse evaluerer vi ordningen gjennom å se på den direkte virkningen av ordningen på individene som bruker den, og å sammenligne disse med lignende individer som ikke benytter ordningen.

Vårt design innebærer å sammenligne personer som er med i ordningen i 2015, med andre personer med høyt sykefravær. Vi har definert et utvalg som består av alle som hadde minst 25 dager med fravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Vi ser deretter på forskjellen i sannsynligheten for å være sysselsatt alle årene fra 2016 og fremover mellom dem som var i skjermingsordningen i 2015 (kalt «refusjonsgruppen»), og dem som ikke var det (kalt «sammenligningsgruppen»). Det høye sykefraværet året før sikrer at alle i utvalget er i målgruppen for ordningen. Vi må videre kreve at disse er i arbeid i 2015, for å sørge for at vi ikke sammenligner deltakere i refusjonsordningen som per definisjon er i arbeid det første året, med personer som har falt ut av arbeidslivet som følge av det høye sykefraværet året før. Refusjonsgruppen er definert som alle som er registrert med refusjoner i forbindelse med ordningen det året. Personer som eventuelt er med i ordningen, men ikke hadde sykefravær det året, lar det seg ikke gjøre å identifisere.

For å kvalifisere til ordningen må man som tidligere nevnt ha minst 35 dager sykefravær over ett tilfelle eller 25 dager sykefravær fordelt over 5 tilfeller de to foregående årene. Dette inkluderer både legemeldt og egenmeldt sykefravær. Dataene vi har fått tilgang på, har bare observasjoner for legemeldt sykefravær, hvilket innebærer at vi ikke har anledning til å eksakt identifisere alle som kvalifiserer til ordningen. Personer som har legemeldt sykefravær, vil ofte ha egenmeldt sykefravær før legemeldingen begynner, og vi har derfor valgt å bruke 25 dager sykefravær året før som en grense.

Vi estimerer følgende regresjonsmodell separat for hvert år:

$$y_{it} = \delta_t S_i + \beta_x x_i + \varepsilon_{it}$$

der  $y_{it}$  tar verdien 1 dersom person  $i$  er i arbeid i år  $t$ , og 0 hvis ikke. Å være i arbeid er her definert som at en arbeidsgiver har rapportert at du har en stillingsandel høyere enn null i A-meldingen minst én gang i løpet av året.  $S_i$  er en dummyvariabel som tar verdien 1 dersom person  $i$  var innenfor skjermingsordningen i 2015, og 0 hvis ikke. Koeffisienten  $\delta_t$  uttrykker da forskjellen i betinget utfall mellom dem som i 2015 deltok, og dem som i 2015 ikke deltok i ordningen. For at forskjellen mellom gruppene skulle kunne gis en kausal tolkning, måtte vi antatt at arbeidstakerne i refusjonsgruppen ville hatt samme atferd som sammenligningsgruppen dersom de ikke hadde deltatt i ordningen. Vi har ikke et forskningsdesign som gjør det rimelig å anta at dette er oppfylt. Resultatene må derfor tolkes med varsomhet.

Gruppene er like i den forstand at begge har hatt mye sykefravær. Vi vet derimot ikke *hvorfor* person A har blitt med i ordningen, mens person B har latt være. Vi kan ikke utelukke at denne seleksjonen inn i ordningen også korrelerer med om man fortsetter å være sysselsatt. Denne mulige seleksjonsprosessen mellom sammenligningsgruppen og refusjonsgruppen foregår i to omganger. Først velger en arbeidstaker som kvalifiserer til ordningen, eller arbeidstakerens arbeidsgiver om man skal søke om å delta i ordningen eller ikke. Dersom de beslutter å søke, sender de en søknad til behandling hos Nav, og etter en vurdering blir søknaden innvilget eller avslått. Den største seleksjonsprosessen foregår i første runde; det er mange færre som søker, enn som potensielt kvalifiserer. Videre er saksbehandlingen i hovedsak regelstyrt, selv om det åpnes for noe skjønn om antall sykefraværsdager og om hva som regnes som en kronisk lidelse.

Tabell 3 viser kjennetegn ved refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen. Som vi ser, er de to gruppene relativt like når det kommer til antall tapte dagsverk i 2014 (altså totalt antall

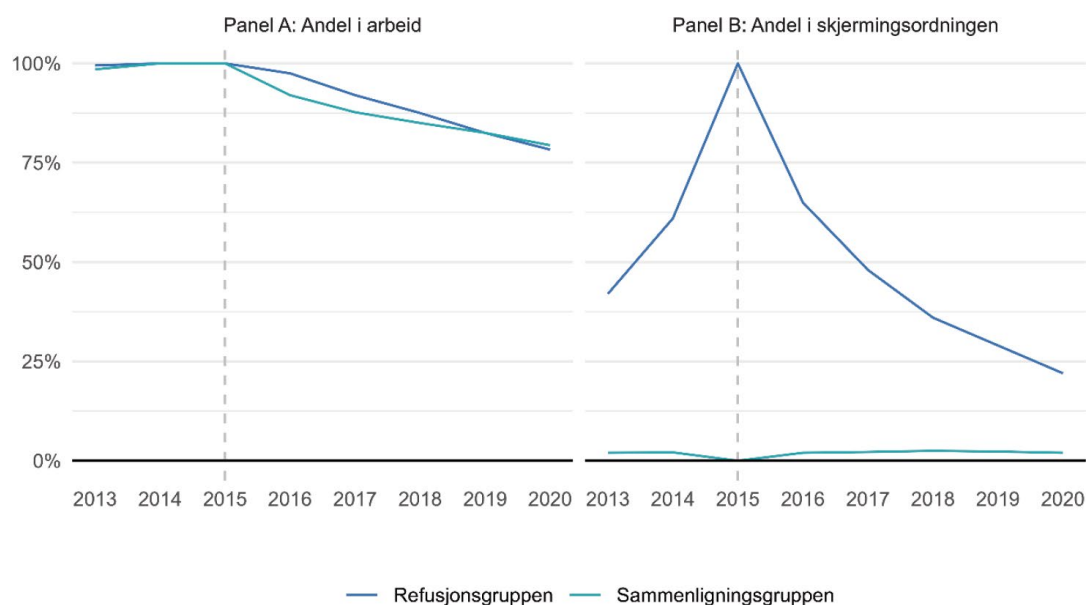
legemeldte sykefraværsdager i alle virksomheter vedkommende jobber i), alder, kjønnsfordeling, innvandrerandel og andel som jobber deltid (definert som andelen som ikke hadde 100 % som den høyeste rapporterte stillingsandelen det året). Det er derimot en klart større andel som kombinerer trygd og arbeid i sammenligningsgruppen enn i refusjonsgruppen. Trygd er her definert som at man har mottatt arbeidsavklaringspenger eller uførepensjon.

**Tabell 3.** Deskriptiv statistikk for refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen.

|                       | Refusjonsgruppen | Sammenligningsgruppen | Alle           |
|-----------------------|------------------|-----------------------|----------------|
| Tapte dagsverk i 2014 | 70,8             | 70,2                  | <b>70,2</b>    |
| Alder i 2015          | 46,3             | 44,5                  | <b>44,6</b>    |
| Andel menn            | 40 %             | 45 %                  | <b>45 %</b>    |
| Andel innvandrere     | 12 %             | 14 %                  | <b>14 %</b>    |
| Andel på trygd i 2015 | 5 %              | 11 %                  | <b>11 %</b>    |
| Andel deltid i 2015   | 1,0 %            | 0,8 %                 | <b>0,8 %</b>   |
| Antall personer       | 10 958           | 196 568               | <b>207 526</b> |

*Merknad:* Utvalget består av personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Refusjonsgruppen består av personer som deltok i skjermingsgruppen i 2015, og sammenligningsgruppen består av personer som ikke gjorde det.

Figur 6 viser utviklingen i andelen i arbeid (panel A) og andelen som deltar i skjermingsordningen (panel B), i refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen. Årene 2014 og 2015 er alle i begge gruppene per definisjon i arbeid. I 2016, 2017 og 2018 er andelen i arbeid høyere i refusjonsgruppen, mens den i 2020 er noe høyere i sammenligningsgruppen. Grafen gir et inntrykk av at de som er med i skjermingsordningen, i høyere grad er i arbeid de første årene etter 2015 enn andre med høyt sykefravær. Vi vet ikke om dette skyldes selve ordningen, eller om gruppene uansett ville vært ulike.



**Figur 6.** Andel i arbeid og andel i skjermingsordningen i refusjonsgruppen og i sammenligningsgruppen.

*Merknad:* Figuren viser andelen i arbeid og andelen som deltar i skjermingsordningen, av personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015, fordelt på dem som deltok i skjermingsordningen i 2015 (refusjonsgruppen), og dem som ikke gjorde det (sammenligningsgruppen). Figuren er basert på registerdata fra Nav.

Panel B viser utviklingen i andelen som er med i skjermingsordningen, i refusjonsgruppen og i sammenligningsgruppen. I 2015 er per definisjon alle i refusjonsgruppen med i ordningen og alle i sammenligningsgruppen utenfor ordningen. Vi ser at andelen av refusjonsgruppen som er med i ordningen, faller til omtrent 22 prosent i 2020. Vi ser videre at andelen av sammenligningsgruppen som blir med i ordningen i etterkant av 2015, holder seg lavt på rundt 2 prosent frem til 2020.

Tabell 4 viser resultatene fra fem regresjoner hvor vi har estimert sammenhengen mellom det å delta i skjermingsordningen i 2015 og sannsynligheten for å være i jobb det aktuelle året. Som vi ser, er det en positiv og signifikant sammenheng de første to–tre årene, før den forsvinner og etter hvert blir negativ. Regresjonsmodellen inkluderer kontrollvariabler for kjønn, alder, innvandrersstatus, deltidsarbeid i 2014 og 2015, mottak av arbeidsavklaringspenger og uføretrygd i 2014 og 2015, bostedsfylke, viktigste diagnose, hovedarbeidsgiver og hovedarbeidsgivers næring og tapte dagsverk i 2014. Standardfeilene er gruppejustert («clustret») på næringskode og bostedsfylke. Hver kolonne i tabellen viser resultatene fra separate regresjoner.

**Tabell 4.** Sammenheng mellom deltakelse i skjermingsordningen i 2015 og arbeidsdeltakelse i et gitt år.

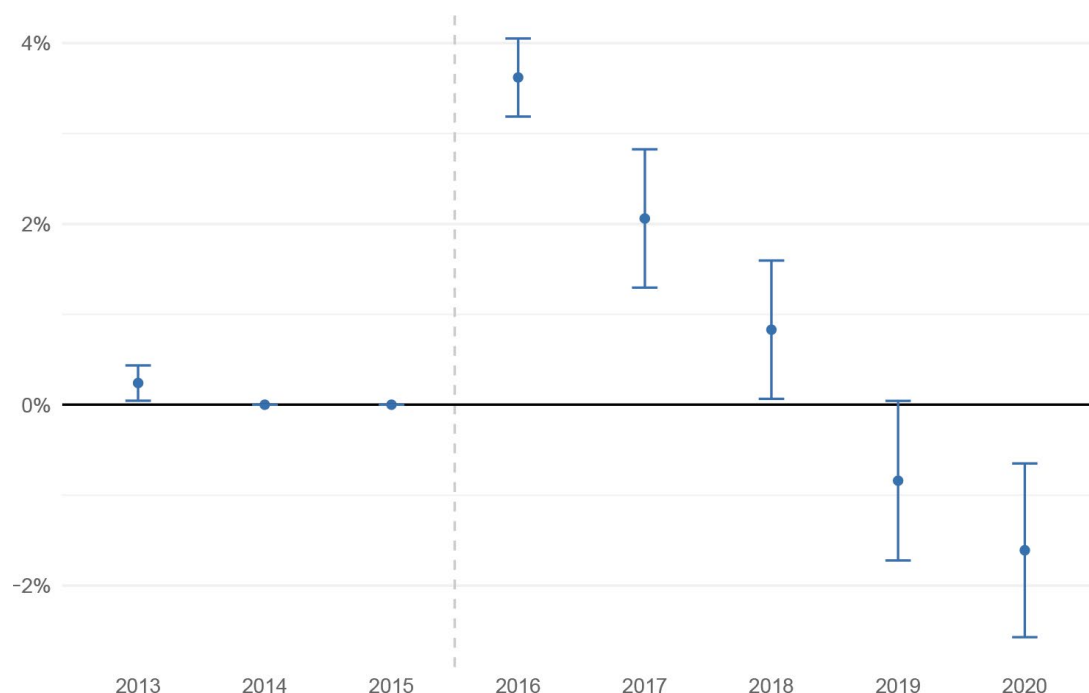
| Avhengig variabel       | Arbeidstilknytning           |                              |                             |                             |                               |
|-------------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------------|
|                         | 2016                         | 2017                         | 2018                        | 2019                        | 2020                          |
| <b>Refusjon 2015</b>    | <b>0,0362***</b><br>(0,0022) | <b>0,0206***</b><br>(0,0039) | <b>0,0083**</b><br>(0,0039) | <b>-0,0084*</b><br>(0,0045) | <b>-0,0161***</b><br>(0,0049) |
| Alder i 2015            | -0,0020***<br>(0,0002)       | -0,0044***<br>(0,0003)       | -0,0066***<br>(0,0003)      | -0,0088***<br>(0,0004)      | -0,0109***<br>(0,0004)        |
| Kjønn (mann = 1)        | -0,0197***<br>(0,0019)       | -0,0230***<br>(0,0027)       | -0,0261***<br>(0,0031)      | -0,0251***<br>(0,0034)      | -0,0224***<br>(0,0036)        |
| Innvandrer              | -0,0252***<br>(0,0031)       | -0,0392***<br>(0,0042)       | -0,0462***<br>(0,0046)      | -0,0518***<br>(0,0051)      | -0,0548***<br>(0,0054)        |
| Deltid i 14 el. 15      | -0,0353***<br>(0,0052)       | -0,0398***<br>(0,0056)       | -0,0500***<br>(0,0056)      | -0,0544***<br>(0,0074)      | -0,0568***<br>(0,0077)        |
| Trygd i 14 el. 15       | -0,2303***<br>(0,0074)       | -0,2383***<br>(0,0066)       | -0,2269***<br>(0,0065)      | -0,2229***<br>(0,0055)      | -0,2138***<br>(0,0050)        |
| <b>Faste effekter</b>   |                              |                              |                             |                             |                               |
| Fylke                   | JA                           | JA                           | JA                          | JA                          | JA                            |
| Tapte dagsverk i 2014   | JA                           | JA                           | JA                          | JA                          | JA                            |
| Diagnose                | JA                           | JA                           | JA                          | JA                          | JA                            |
| Bedrift                 | JA                           | JA                           | JA                          | JA                          | JA                            |
| Grupperte standardfeil: | NACE og fylke                | NACE og fylke                | NACE og fylke               | NACE og fylke               | NACE og fylke                 |
| Observasjoner           | 207 524                      | 207 524                      | 207 524                     | 207 524                     | 207 524                       |
| R2                      | 0,46                         | 0,45                         | 0,44                        | 0,45                        | 0,45                          |
| Within R2               | 0,08                         | 0,07                         | 0,08                        | 0,09                        | 0,10                          |

*Merknad:* Utvalget består av personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Standardfeil gruppert på næring og fylke står i parentes.

*Signifikansnivå:* 0 < \*\*\* < 0,01 < \*\* < 0,05 < \* < 0,1

Figur 7 illustrerer resultatene med 95 prosent konfidensintervall. Resultatene indikerer en økt sannsynlighet for å være i arbeid på henholdsvis 3,6 prosentpoeng i 2016 og drøyt 2 prosentpoeng i 2017 blant individer i skjermingsordningen. Årene 2018 og 2019 er det mindre signifikante funn, og året 2020 er sammenhengen mellom arbeidsdeltakelse og det

å ha vært på skjermingsordningen i 2015 negativ. Utfall i 2020 må uansett tolkes med forsiktighet, da dette var et år preget av covid-19-pandemien. Pandemien kan ha hatt effekter på ulike gruppers arbeidsdeltakelse som ikke er generaliserbare til andre år.



**Figur 7.** Sammenheng mellom deltakelse i skjermingsordningen i 2015 og arbeidsdeltakelse i et gitt år. Punktestimat og 95 % konfidensintervall.

*Merknad:* Figuren viser resultatene av regresjonene i tabell 4 og viser forskjellen i sannsynlighet for å være i jobb mellom refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen et gitt år, kontrollert for kontrollvariablene. Utvalget består av personer som deltar i skjermingsordningen, og som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Figuren viser punktestimatene og 95 % konfidensintervall basert på standardfeil gruppert på næring og fylke.

Hvordan vi skal tolke resultatene, avhenger av hva vi skal tro om seleksjonsprosessen inn i ordningen. Vi kommer tilbake til en grundigere diskusjon om dette senere. Først ser vi på om resultatene er robuste for andre valg knyttet til definisjonen av utvalgene og regresjonsmodeller, og om gruppene var like før refusjonsgruppen ble med i ordningen.

## Robusthetssjekker

Vi har gjort en del valg når det gjelder definisjonen av utvalg og regresjonsmodell, og lesere kan undre seg over om resultatene er sensitive til de valgene vi har tatt. I denne delen gjør vi noen robusthetssjekker knyttet til disse valgene. Det første vi gjør er å definere to nye utvalg (som vi kaller utvalg B og utvalg C) hvor vi endrer kriteriene for å delta i refusjonsgruppen og i sammenligningsgruppen. Det andre vi gjør, er å vise resultater fra en regresjonsmodell uten bedriftsfaste effekter. Vi har også gjennomført en lang rekke regresjoner med andre spesifikasjoner (rapportert i vedlegg A i Riekeles mfl. 2022), og resultatene er lite sensitive til valg knyttet til utvalg eller modellspesifikasjon.

Fram til nå har vi sett på en behandlingsgruppe som får behandling (i form av å få refusjon i forbindelse med skjermingsordningen) i 2015, men vi har ikke tatt høyde for at en del av disse også har deltatt i ordningen tidligere år. Vi lager derfor et nytt utvalg, utvalg B, som i likhet med basisutvalget i hovedanalysen må ha minst 25 dager sykefravær i året før, altså 2014. I tillegg krever vi at personene ikke kan ha vært på skjermingsordningen før.

Videre definerer vi et nytt utvalg til, utvalg C. Utvalg C har de samme kriteriene som utvalg B, og i tillegg krever vi at deltakerne i utvalget også må ha hatt minst 25 dager sykefravær i 2013. Grunnen til dette kriteriet er at det er sykehistorikken de siste to årene som er gjeldende når søknad om å bli med i skjermingsordningen blir vurdert.

Vi har nå tre ulike utvalg. De er oppsummert som:

- **Basisutvalget** (utvalg A) brukt i hovedanalysene som består av personer med over 25 dager sykefravær i 2014 som også var sysselsatte i 2015
- **Utvalg B** består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg A, i tillegg til at de ikke kan ha vært på skjermingsordningen før i 2015.
- **Utvalg C** består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg B, i tillegg til at de må ha hatt over 25 dager sykefravær i 2013.

I tabell 5 er det oppsummert hvor mange personer som er med i de ulike utvalgene. Som vi ser, faller antall personer med omtrent 13 000 når vi går fra basisutvalget til utvalg B. Vi ser videre at det omtrent er likt fordelt mellom refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen. Videre ser vi at det er en stor avskalling i sammenligningsgruppen når vi krever minimum 25 dager sykefravær i 2013 i utvalg C.

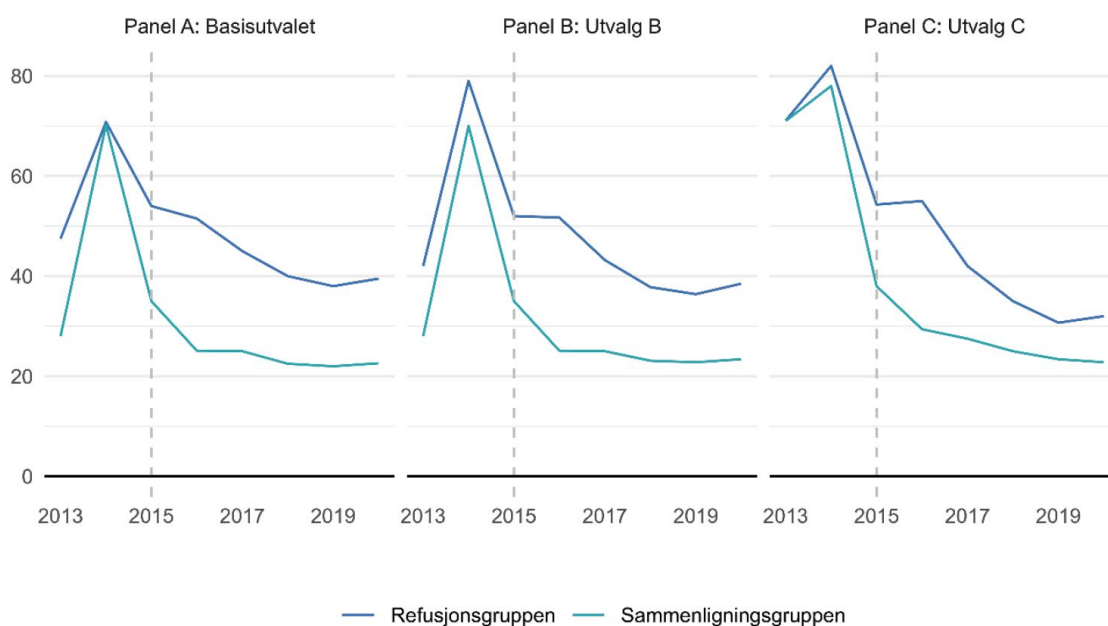
**Tabell 5.** Antall personer i basisutvalget, utvalg B og utvalg C.

|               | Refusjonsgruppen | Sammenligningsgruppen | Alle           |
|---------------|------------------|-----------------------|----------------|
| Basisutvalget | 10 958           | 196 568               | <b>207 526</b> |
| Utvalg B      | 3 763            | 190 724               | <b>194 487</b> |
| Utvalg C      | 1 863            | 61 131                | <b>62 994</b>  |

*Merknad:* Basisutvalget omfatter personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Utvalg B omfatter personer som oppfyller kriteriene for basisutvalget, og som i tillegg ikke har vært på skjermingsordningen før 2015. Utvalg C består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg B, i tillegg til at de må ha hatt minst 25 dager sykefravær i 2013. Refusjonsgruppen består av personer som deltok i skjermingsgruppen i 2015, og sammenligningsgruppen består av personer som ikke gjorde det.

Figur 8 viser sykefraværet i de tre utvalgene. I basisutvalget er sykefraværet i 2014 nesten helt likt i refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen, men vi ser her at det er høyere i refusjonsgruppen enn i sammenligningsgruppen i 2013. I utvalg B får vi mye høyere sykefravær i refusjonsgruppen i 2014. Dette tyder på at de som kommer med i ordningen, er mer syke året før de kommer med i ordningen. I utvalg C har vi omtrent like mye sykefravær i begge gruppene før refusjonsgruppen kommer med i ordningen, men vi ser at sykefraværet er mye høyere enn i de andre utvalgene. Etter at refusjonsgruppen kommer med i ordningen, ser vi at de har høyere sykefravær enn sammenligningsgruppen alle de påfølgende årene. Det ser også ut som at det er en «knekk» i kurven til refusjonsgruppen mellom 2015 og 2016 som vi ikke ser i sammenligningsgruppen.

Figur 9 viser resultater fra regresjoner for alle utvalgene for to ulike regresjonsmodeller. I panel A har vi brukt samme modell som i tabell 4 og i figur 7. I panel B har vi estimert samme modell, foruten at vi ikke kontrollerer for bedriftsfaste effekter. Konsekvensen av å bruke bedriftsfaste effekter er at vi bare sammenligner personer i og utenfor ordningen i virksomheter hvor minst én person er med i ordningen og minst én person ikke er det. Dersom ordningen har heterogene effekter på tvers av bedriftene, kan vi i en modell med bedriftsfaste effekter ikke uten videre generalisere resultatene til personer som jobber i andre virksomheter.

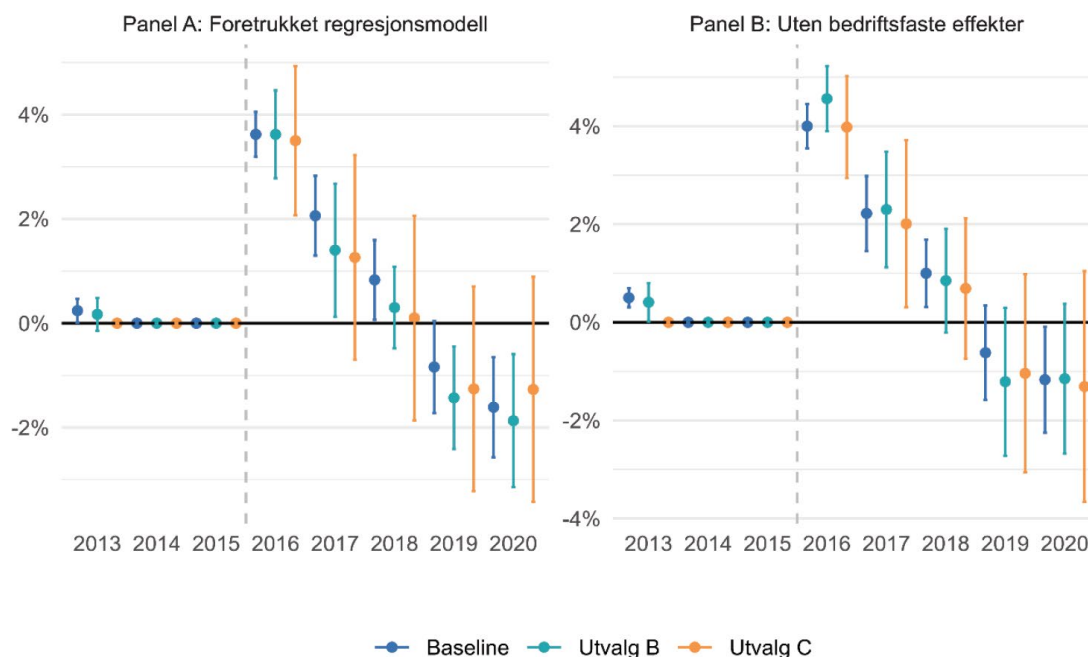


**Figur 8.** Tapte dagsverk i refusjonsgruppen og i sammenligningsgruppen (betinget på sysselsetting).

*Merknad:* Figuren viser tapte dagsverk for ulike definisjoner av refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen. Panel A viser basisutvalget, som omfatter personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Panel B viser utvalg B, hvor vi i tillegg til kriteriene for basisutvalget også betinger på at personen ikke kan ha vært på skjermingsordningen før 2015. Utvalg C i panel C består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg B, i tillegg til at de må ha hatt minst 25 dager sykefravær i 2013.

Hvis vi kontrollerer for bedriftsfaste effekter, trenger vi ikke å bekymre oss for at det forekommer seleksjon inn i ordningen gjennom arbeidsgiver. Virksomheter som har ansatte som kvalifiserer til ordningen uten at de deltar i den, kan være annerledes enn virksomheter som har ansatte som kvalifiserer til ordningen, i ordningen. Det kan for eksempel tenkes at virksomheter som ikke søker om å få ansatte med i ordningen selv om de kvalifiserer til den, også er dårligere til å redusere kostnader knyttet til sykefravær generelt sett. På den annen side vil man være særlig bekymret for selvseleksjon når man kontrollerer for bedriftsfaste effekter. Hvis det for eksempel er to ansatte i en virksomhet som begge kvalifiserer til ordningen, og den ene er med og den andre ikke, kan det være slik at forskjellen skyldes at den som er med, er mer motivert og uansett har høyere sannsynlighet for å være sysselsatt. Det kan også tenkes at seleksjonen går motsatt vei. Muligheten for selvseleksjon er også til stede om man ikke kontrollerer for bedriftsfaste effekter, men man setter problemet mer på spissen ved å kontrollere for bedriftsfaste effekter.

Som vi kan se, er resultatene ikke særskilt ulike på tvers av utvalgene og modellene. Det er en positiv sammenheng de første årene og en negativ sammenheng de senere årene. Standardfeilene er derimot ulike på tvers av modellene og øker fra basisutvalget til utvalg B og fra utvalg B til utvalg C, i tråd med at antallet observasjoner faller. I modellen uten bedriftsfaste effekter ser vi at foruten basisutvalget i 2020 får vi ingen signifikante negative resultater.



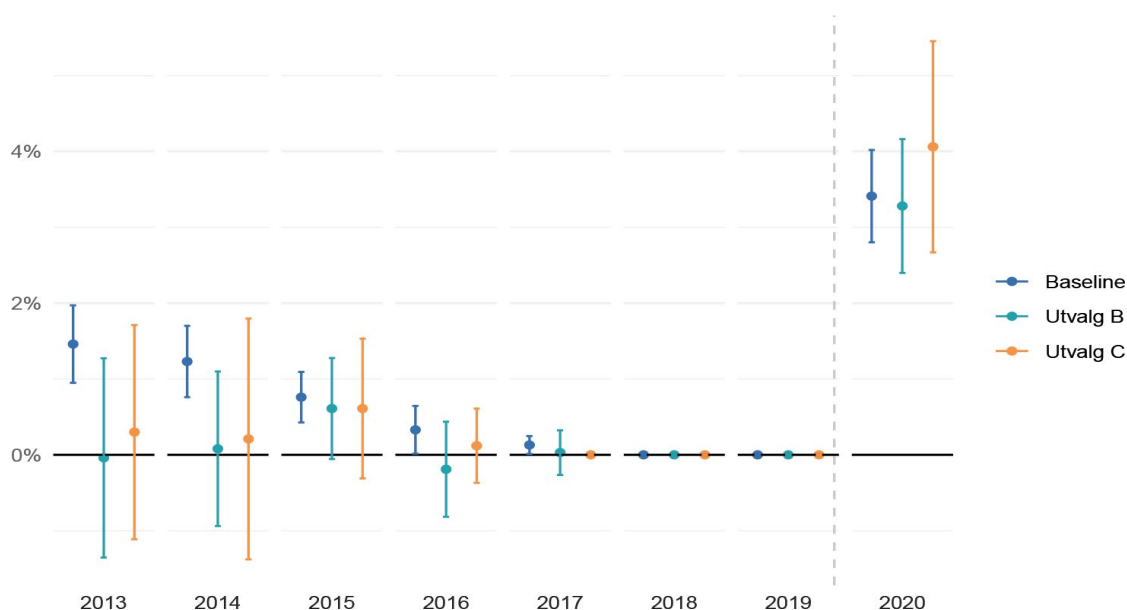
**Figur 9.** Sammenheng mellom deltakelse i skjermingsordningen i 2015 og arbeidstilknytning et gitt år i de tre utvalgene med og uten bedriftsfaste effekter. Punktestimater og 95 % konfidensintervall.

*Merknad:* Figuren viser resultatene av regresjoner og viser forskjellen i sannsynlighet for å være i jobb mellom refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen et gitt år, kontrollert for kontrollvariabler. Panel A viser resultater fra samme regresjonsmodell som i tabell 4. I panel B bruker vi samme regresjonsmodell, men kontrollerer ikke for bedriftsfaste effekter. Basisutvalget omfatter personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2014 og var i arbeid i 2015. Utvalg B omfatter personer som oppfyller kriteriene for basisutvalget, og som i tillegg ikke har vært på skjermingsordningen før 2015. Utvalg C består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg B, i tillegg til at de har hatt minst 25 dager sykefravær i 2013. Figuren viser punktestimatene og 95 % konfidensintervall basert på standardfeil gruppert på næring og fylke.

## Utviklingen i forkant av deltakelse

I dette kapittelet undersøker vi om det er mulig å si noe mer om hvorvidt gruppene er like før refusjonsgruppen kommer med i ordningen. At gruppene er like i forkant, gir i mange tilfeller en indikasjon på at de har parallelle trender, altså at sammenligningsgruppen faktisk identifiserer hva refusjonsgruppens sannsynlighet for å være i arbeid hadde vært dersom de ikke hadde deltatt i ordningen. Samtidig må også andre forutsetninger være på plass, som at refusjonsgruppen ikke forutser eller forventer behandling, som ikke uten videre kan sies å være tilfredsstilt her.

Ideelt skulle vi hatt en lang tidsserie før og etter at refusjonsgruppen kommer på ordningen. Dette lar seg dessverre ikke gjøre. Det beste vi kan gjøre i stedet, er å velge et senere referanseår, som gjør at vi har flere år før refusjonsgruppen kommer med i ordningen. Dette har vi gjort i figur 10. Her har vi brukt 2019 som referanseår (tilsvarende 2015 i hovedanalysen), altså året vi observerer om et individ er / kommer med i ordningen eller ikke. Videre er 2018 brukt som året vi definerer utvalget ut fra (altså minst 25 dager fravær, tilsvarende 2014 i hovedanalysen). For å komme med i utvalg C må man også ha minst 25 dagers fravær i 2017 (tilsvarende 2013 i hovedanalysen). Regresjonene i figur 10 er gjennomført med modellen som inkluderer bedriftsfaste effekter.



**Figur 10.** Sammenheng mellom deltakelse i skjermingsordningen i 2019 og arbeidstilknytning et gitt år i de tre utvalgene. Punktestimater og 95 % konfidensintervall.

*Merknad:* Figuren viser resultatene av regresjoner og viser forskjellen i sannsynlighet for å være i jobb mellom refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen et gitt år, kontrollert for kontrollvariabler. Vi bruker samme regresjonsmodell som i tabell 4, som inkluderer bedriftsfaste effekter. Basisutvalget omfatter personer som hadde minst 25 dager sykefravær i 2018 og var i arbeid i 2019. Utvalg B omfatter personer som oppfyller kriteriene for basisutvalget, og som i tillegg ikke har vært på skjermingsordningen før 2019. Utvalg C består av personer som oppfyller kriteriene for utvalg B, i tillegg til at de har hatt minst 25 dager sykefravær i 2017. Figuren viser punktestimatene og 95 % konfidensintervall basert på standardfeil gruppert på næring og fylke.

Det første vi legger merke til, er at vi får omtrent samme punktestimat det første året etter at man kommer med i ordningen. Mer essensielt er det at vi observerer at for utvalg B og utvalg C finner vi omtrent ingen forskjell i sannsynligheten for å være i jobb i årene før de kommer med i ordningen. For basisutvalget ser vi at sannsynligheten for å være i arbeid i 2013, 2014 og 2015 er høyere for dem som får refusjon i 2019, enn for dem som ikke får det. Dette er signifikant på én prosents nivå. I basisutvalget er en del av refusjonsgruppen med i skjermingsordningen i årene før 2019. Ettersom vi får estimater som ikke er signifikant forskjellig fra null, når vi utelukker denne muligheten i utvalg B og utvalg C, kan en mulig forklaring på de signifikante resultatene for basisutvalget være at de deltar i ordningen heller enn at de er positivt selekterte.

Alt i alt virker det som at gruppene i utvalgene B og C ikke er ulike i perioden før deltakelse. Samtidig kan manglende signifikans som sagt skyldes høyere varians som følge av færre observasjoner. Denne frykten gjør seg kanskje særlig gjeldende når det kommer til utvalg C, ettersom alle punktestimatene er positive. Noe som taler imot denne tolkningen, er at punktestimatene er nærme null, og at resultatene fortsatt ville vært ikke-signifikante selv for lavere varians mange av årene. For utvalg B ser vi også at punktestimatet fluktuerer mer rundt null, og at det har et positivt fortegn noen år og et negativt fortegn andre år. Dette styrker antakelsen om at refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen ikke har ulik arbeidstilknytning før refusjonsgruppen kommer med i ordningen. Utvalgene i analysene med 2019 som referanseår er laget på samme måte som i analysene med 2015 som referanseår. Så lenge vi tror at seleksjonsprosessen er lik for de to kohortene, virker det plausibelt

å anta at refusjonsgruppene og sammenligningsgruppene i utvalgene B og C er like før behandling også i analysene hvor vi bruker 2015 som referanseår.

Det virker altså som at refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen i utvalg B og utvalg C er like før behandling. At utviklingen i arbeidstilknytning i forkant av deltakelse har vært lik, styrker oss i troen på at den observerte utviklingen i etterkant kan tolkes kausalt, men det er på ingen måte en tilstrekkelig forutsetning: Selv om gruppene har vært like før behandlingen inntrådte, er det ikke gitt at de ville vært like etter behandlingen. Det kan for eksempel tenkes at de som blir med i ordningen i 2019, gjør det nettopp fordi de av uobserverbare grunner har blitt mer motiverte for å bli værende i arbeid enn andre med høyt sykefravær. Da vil resultatene vi finner, bestå både av ordningens eventuelle virkninger og av effekten av deltakernes endrede motivasjon. Vi konkluderer derfor med at det at gruppene ser ut til å være like i forkant, styrker resultatenes troverdighet, uten at det utelukker all tvil.

## Diskusjon

Gjennom analysene vi har gjennomført, finner vi en positiv, men fallende sammenheng mellom å delta i ordningen i 2015 og sannsynligheten for å være i arbeid i årene etter 2015. Vi ser at deltakerne i skjermingsordningen på kort sikt har høyere sannsynlighet for å være i jobb enn andre langvarig syke. På lengre sikt er forskjellene små og i noen grad også negative. Disse resultatene er robuste for ulike måter å definere utvalgene på og ulike regresjonsmodeller. I forkant ser refusjonsgruppen ut til å ha en høyere sannsynlighet for å være i jobb i basisutvalget, men i utvalg B og utvalg C ser det ikke ut til å være noen forskjell.

Fraværet av eksperimentlignende variasjon i deltakelse gjør resultatene vanskelige å tolke. Det kan være nyttig å først diskutere hvordan en kausal effekt av ordningen ville gitt seg utslag. Ordningen er ment å redusere arbeidsgivers kostnader ved sykefravær. Når dette kan påvirke sysselsetting, er det fordi vi tenker oss at arbeidsgiver påvirker sannsynligheten for at en ansatt med helseproblemer fortsetter å stå i jobb eller forsvinner ut av arbeidslivet. Dette kan skje ved at arbeidsgiver motiverer og oppfordrer arbeidstakeren til å bli stående i jobb, og at arbeidsgiver legger til rette for at arbeidstaker kan kombinere sykdom med arbeid. Samtidig er det grunn til å tro at deltakerne øker sykefraværet siden dette nå koster mindre for arbeidsgiver. Det kan skje hvis arbeidsgiver har mindre å tjene på å satse på forebyggende tiltak, og ved at arbeidsgiver i mindre grad følger opp sykmeldte. Det kan også skje ved at den sykmeldte internaliserer arbeidsgivers kostnader og tilpasser sykefraværet sitt av hensyn til arbeidsgivers kostnader.

I gjennomsnitt deltar deltakerne i ordningen i tre år. En mulig forklaring av resultatene i figur 7 og figur 9 dersom vi legger til grunn at resultatene *ikke* er et resultat av seleksjon inn i deltakelse, kan da være at ordningen har to motstridende effekter. Den reduserer arbeidsgivers kostnader og gjør derfor at arbeidsgiver bidrar til å redusere «utstøtingen» fra arbeidslivet. Samtidig fører ordningen til at deltakerne øker sykefraværet sitt. Den første – og positive – virkningen forutsetter at man faktisk er med i ordningen. En forklaring på at sammenhengen mellom deltakelse og sysselsetting faller over tid, kan derfor være at færre er med i ordningen. Dersom vi i tillegg tenker oss at ordningen fører til økt sykefravær, og at dette har en form for «vanedannende effekt» ved at det vedvarer over tid, kan dette til sammen forklare mønsteret i figurene.

Det er derimot gode grunner til å tro at deltakelse i ordningen også er forbundet med seleksjon. Dersom vi tenker oss at deltakerne er positivt selekterte, kan vi forstå den kort-siktige positive sammenhengen som et utslag av seleksjon, delvis eller helt, mens den langvarige negative sammenhengen tyder på at ordningen ikke har noen virkning, eller til og

med at den har en negativ virkning. En mulig årsak til at ordningen kan ha negative virkninger, er at ordningen gir arbeidsgiver mindre motivasjon for å satse på fraværsreduserende tiltak, altså en variant av «atferdsrisikoproblemet» (moral hazard). Positiv seleksjon kan skje gjennom at de som velger å søke seg til og bli med i ordningen, enten selv er mer motiverte eller har mer ivrige arbeidsgivere. Det er altså uobserverbare faktorer som fører til at man har en høyere sannsynlighet både for å bli med i ordningen og for å bli værende i jobb. I regresjonen for 2013 så vi at det var en positiv og signifikant sammenheng, om enn liten, mellom å være med i ordningen i 2015 og å være i jobb i 2013 for basisutvalget. Dette understøtter tolkningen om at deltakerne er positivt selekterte. Den relativt store forskjellen i mottak av trygdeytelser støtter også opp under tolkningen om at deltakerne er positivt selekterte: I refusjonsgruppen mottar fem prosent trygdeytelser i 2015, mot ti prosent i sammenligningsgruppen.

Det er også enkelte forhold som trekker i motsatt retning, altså at deltakerne i refusjonsordningen er negativt selekterte. Noe som taler for dette, er at Nav foretar en individuell vurdering av alle søkernes risiko for høyt sykefravær og hvert år avslår omkring en fjerdedel av søknadene (se figur 1). Dette skulle tilsi at de som kommer med i ordningen, har dårligere helse enn det som er kontrollert for gjennom kontrollvariablene i regresjonen. Deltakerne har også høyere sykefravær enn sammenligningsgruppen.

Det er også en mulighet for at negative koeffisienter i 2019 og i 2020 skyldes at sammenligningsgruppen har kommet med i ordningen, mens refusjonsgruppen har begynt å falle ut av den. Dette er ikke en stor bekymring, ettersom det er få i sammenligningsgruppen som kommer med i ordningen. Som vi ser av panel B i figur 6, ligger andelen i sammenligningsgruppen som er med i ordningen, ganske stabilt på to prosent gjennom hele tidsperioden vi ser på. Vi er derfor ikke så bekymret for at negative regresjonskoeffisienter sent i løpet skyldes at sammenligningsgruppen kommer med i ordningen.

Alt i alt vurderer vi det som at det er mer som tyder på at deltakerne er positivt selekterte, enn som tyder på det motsatte. Det betyr at vi vurderer den positive sammenhengen på kort sikt som usikker. Det kan være en effekt av ordningen, men det kan også være et utslag av seleksjon. Samtidig vurderer vi den negative sammenhengen på sikt til å sannsynligvis være en effekt av ordningen. Det at refusjonsgruppen øker sykefraværet sitt i etterkant av å komme med i ordningen, taler for dette.

## Konklusjoner

I denne artikkelen har vi undersøkt skjermingsordningen for sykepengemottakere med risiko for særlig høyt sykefravær. Vi sammenligner personer som er med i ordningen i 2015, med andre personer i jobb med høyt sykefravær (definert som minst 25 dager). Vi ser på forskjellen i arbeidstilknytning alle årene fra 2016 og fremover mellom det vi kaller for refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen.

Funnene viser to ting: 1) På kort sikt har de som er med i skjermingsordningen, høyere sannsynlighet for å være i jobb enn sammenligningsgruppen, og 2) på lang sikt er det utsikter til en negativ forskjell. Et avgjørende spørsmål er om de som kommer med i ordningen, i utgangspunktet har en høyere eller lavere risiko for å falle ut av arbeidsmarkedet enn sammenligningsgruppen, kontrollert for observerbare kjennetegn. Dersom de i utgangspunktet har en høyere risiko, er konklusjonen fra dataene at man med ordningen lykkes med å øke arbeidsdeltakelsen. Dersom de derimot har en lavere underliggende risiko, blir konklusjonen det motsatte. Da er de kortsiktige positive forskjellene et utslag av seleksjon, mens det langsiktige fraværet av positive forskjeller tyder på en negativ effekt.

For å undersøke om det er underliggende forskjeller mellom refusjonsgruppen og sammenligningsgruppen, har vi testet om det er forskjeller i sannsynligheten for å være i jobb før refusjonsgruppen kommer med i ordningen. Vi finner at det ikke er forskjeller i arbeidstilknytning mellom de to gruppene i årene i forkant av at refusjonsgruppen kommer med i ordningen. Dette styrker en tolkning om at resultatene i studien skyldes virkninger av selve ordningen, men særskilt sikre kan vi ikke være. Selv om gruppene ser ut til å være like før refusjonsgruppen kommer med i ordningen, kan vi ikke uten videre være sikre på at utviklingen ville vært lik etterpå dersom refusjonsgruppen ikke hadde kommet med i ordningen. Det kan for eksempel hende at en person som søker seg til ordningen, gjør det nettopp fordi vedkommende ønsker å styrke tilknytningen sin til arbeidslivet.

Dersom vi skulle tolket resultatene som om de identifiserte den sanne kausale sammenhengen, er det heller ikke rett frem å tolke hva konsekvensene for politikktutforming burde være. Resultatene ville indikert en kortvarig positiv effekt og en tilsynelatende negativ langvarig effekt. Den kortsiktige effekten på to til tre år sammenfaller med lengden man typisk er på ordningen, og det vil være en rimelig tolkning at en eventuell effekt av ordningen inntreffer mens man er med i ordningen, og så slutter idet man går ut av den. En langvarig negativ effekt fremstår som mer betydningsfylt enn en kortvarig positiv effekt. Samtidig vet vi ikke hvor lenge den langvarige effekten varer.

## Finansiering

Artikkelen er tilknyttet et oppdrag finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet om å evaluere skjermingsordningen for langtidspsyke.

## Referanser

- Brage, S. & Nossen, J. (2017). Sykefravær på grunn av psykiske lidelser – utvikling siden 2003. *Arbeid og velferd*, 2, 77–88. <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/kunnskap/analyser-fra-nav/arbeid-og-velferd/arbeid-og-velferd/sykefravaer-pa-grunn-av-psykiske-lidelser-utviklingen-siden-2003>
- Fevang, E., Markussen, S. & Røed, K. (2015). The sick pay trap. *Journal of Labor Economics*, 33(2), 305–346. <https://doi.org/10.1086/673400>
- Folketrygdloven. (1997). *Lov om folketrygd* (LOV-1997-02-28-19). Lovdata. <https://lovdata.no/lov/1997-02-28-19>
- Grasdal, A. (2016). De helse relaterte trygdeytelsene – Betydningen av økonomiske insentiver og samspill mellom trygdeordninger. *Tidsskrift for velferdsforskning*, 19(2), 102–124 <https://doi.org/10.18261/issn.2464-3076-2016-02-02>
- Helde, I. & Nossen, J. (2014). Sykepenges ved langvarig eller kronisk sykdom – Hvem benytter refusjonsordningen? *Arbeid og velferd*, 3, 34–48. <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/kunnskap/analyser-fra-nav/arbeid-og-velferd/arbeid-og-velferd/sykepenges-ved-langvarig-eller-kronisk-sykdom-hvem-benyttet-refusjonsordningen>
- Knardahl, S., Sterud, T., Nielsen, M. B. & Nordby, K.-C. (2016). Arbeidsplassen og sykefravær – Arbeidsforhold av betydning for sykefravær. *Tidsskrift for velferdsforskning*, 19(2), 179–199 <https://doi.org/10.18261/issn.2464-3076-2016-02-0>
- Markussen, S. (2012). The individual cost of sick leave. *Journal of Population Economics*, 25, 1287–1306. <https://doi.org/10.1007/s00148-011-0390-8>
- Nav (2017). Rundskriv til folketrygdloven kapittel 8 – Sykepenger. <https://lovdata.no/nav/rundskriv/r08-00>
- Nav (2022). Sykefraværstatistikk – Kvartalstatistikk. Hentet fra <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/sykefravar-statistikk/sykefravar>
- NOU, Norges offentlige utredninger (2019:7). *Arbeid og inntektssikring – Tiltak for økt sysselsetting*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet.

- NOU, Norges offentlige utredninger (2021:2). *Kompetanse, aktivitet og inntektssikring – Tiltak for økt sysselsetting*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet.
- OECD. (2022). *Disability, Work and Inclusion: Mainstreaming in All Policies and Practices*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/1eaa5e9c-en>
- Riekeles, H., Skulstad, A., Mariussen, M. S., Rasmussen, I., Markussen, S. & Golombek, R. (2022). *Syk, men skjermet: Evaluering og utredning av skjermingsordningen for kronisk syke og forsikringsordningen for små virksomheter*. Rapport 32/22. Oslo: Vista Analyse. <https://vista-analyse.no/no/publikasjoner/syk-men-skjermet-evaluering-og-utredning-av-skjermingsordningen-for-kronisk-syke-og-forsikringsordningen-for-sma-virksomheter/>
- Statistisk sentralbyrå (2023). SSB-tabell 12451: Bostedskommune- og kjønnsfordelt sykefravær (K) 2000K2 – 2023K2. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/12451/>
- Statistisk sentralbyrå (2024a). SSB-tabell 06161: Sysselsatte i befolkningen per 4. kvartal, etter alder, statistikkvariabel, år og region. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06161>
- Statistisk sentralbyrå (2024b). Tabell 13470: Næringsfordeling (5-siffernivå) blant sysselsatte. 4. kvartal (K) 2008–2021. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/13470>